

Les déterminants des dépenses de fonctionnement de l'enseignement collégial public au Québec

Determinants of the operating expenses of public community colleges in Québec

André Lemelin

Volume 65, numéro 2, juin 1989

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/601489ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/601489ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Lemelin, A. (1989). Les déterminants des dépenses de fonctionnement de l'enseignement collégial public au Québec. *L'Actualité économique*, 65(2), 208–230. <https://doi.org/10.7202/601489ar>

Résumé de l'article

À l'aide de données de 1981-1982 sur les 44 collèges publics d'enseignement général et professionnel du Québec (cégeps), nous avons examiné les relations entre les dépenses, totales et pour certains sous-totaux, et deux groupes de variables explicatives. Le premier groupe est constitué de variables qui mesurent différents aspects du produit de l'activité d'enseignement; le second comprend des variables qui décrivent les conditions locales.

L'article comprend une revue de la littérature où l'on compare différents modèles économiques de l'éducation avec les fonctions de dépenses analysées ici. De plus, parmi les questions méthodologiques abordées, se trouve celle de l'interprétation des résultats économétriques lorsque les choix des gestionnaires sont étroitement encadrés par des règles budgétaires.

Bien que nos analyses soient de nature exploratoire, les résultats indiquent que les « économies d'échelle » sont faibles, de l'ordre de 1,5 % à 5 % sur l'intervalle de 1 000 à 7 000 étudiants à temps complet. Les coûts ne semblent pas être influencés par la proportion d'étudiants inscrits au secteur professionnel, ni par les conditions locales (climat, population, éloignement des grands centres). Par contre, il pourrait exister des économies liées à la spécialisation, puisque la diversité des enseignements est associée à des dépenses plus élevées.

LES DÉTERMINANTS DES DÉPENSES DE FONCTIONNEMENT DE L'ENSEIGNEMENT COLLÉGIAL PUBLIC AU QUÉBEC*

André LEMELIN
INRS-Urbanisation

RÉSUMÉ - À l'aide de données de 1981-1982 sur les 44 collèges publics d'enseignement général et professionnel du Québec (cégeps), nous avons examiné les relations entre les dépenses, totales et pour certains sous-totaux, et deux groupes de variables explicatives. Le premier groupe est constitué de variables qui mesurent différents aspects du produit de l'activité d'enseignement; le second comprend des variables qui décrivent les conditions locales.

L'article comprend une revue de la littérature où l'on compare différents modèles économiques de l'éducation avec les fonctions de dépenses analysées ici. De plus, parmi les questions méthodologiques abordées, se trouve celle de l'interprétation des résultats économétriques lorsque les choix des gestionnaires sont étroitement encadrés par des règles budgétaires.

Bien que nos analyses soient de nature exploratoire, les résultats indiquent que les «économies d'échelle» sont faibles, de l'ordre de 1,5% à 5% sur l'intervalle de 1 000 à 7 000 étudiants à temps complet. Les coûts ne semblent pas être influencés par la proportion d'étudiants inscrits au secteur professionnel, ni par les conditions locales (climat, population, éloignement des grands centres). Par contre, il pourrait exister des économies liées à la spécialisation, puisque la diversité des enseignements est associée à des dépenses plus élevées.

ABSTRACT - *Determinants of the operating expenses of public community colleges in Québec.* Using 1981-1982 data on the 44 public community colleges in Québec (collèges d'enseignement général et professionnel), this study examines relationships between the amount of expenditures and two groups of explanatory variables. The first group is made up of variables measuring different aspects of the product of teaching activities; the second includes variables describing local conditions.

Among methodological issues raised in the paper is the interpretation of econometric results when the choices of decision-makers are narrowly circumscribed by budgetary rules.

* Cette recherche a bénéficié du soutien financier du fonds FCAR du Québec et de celui du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada. On reprend ici certains résultats empiriques présentés dans le no 55 de la collection «Études et documents» de l'INRS-Urbanisation (Lemelin, 1987). L'auteur tient à remercier son homonyme, Clément Lemelin, et François Vaillancourt pour leurs judicieux commentaires. Il va sans dire que l'auteur demeure seul responsable de cet article.

Our analyses are exploratory in nature. Nonetheless, results suggest that economies of scale are weak, of the order of 1.5% to 5% in the range of one to seven thousand full-time-equivalent students. Costs don't seem to be affected by the proportion of students enrolled in vocational training, or by local conditions (climate, population, distance from large cities). On the other hand, there could be economies of specialization, since the variety of subjects taught is associated with higher expenses.

I. INTRODUCTION

À l'aide de données de 1981-1982 sur les 44 collèges publics d'enseignement général et professionnel du Québec (cégeps)¹, nous avons examiné les relations entre les dépenses, totales et pour certains sous-totaux, et deux groupes de variables explicatives. Le premier groupe est constitué de variables qui mesurent différents aspects du produit de l'activité d'enseignement²; le second comprend des variables qui décrivent les conditions locales³.

Notre étude des dépenses des cégeps vise une meilleure compréhension des relations de production et de coût dans l'enseignement collégial. Notre objectif ultime serait de pouvoir déterminer le niveau normal des coûts nécessaires à la production efficace des services d'enseignement dispensés par les cégeps. On imagine sans peine l'utilité d'un tel résultat pour la gestion des établissements et pour l'analyse de leur financement. Mais nous n'en sommes pas là. Les résultats présentés ici sont plutôt de nature exploratoire.

L'estimation des fonctions de dépenses avait pour objectif immédiat de repérer dans la liste des variables celles qui semblaient plus pertinentes. Il n'empêche que l'exercice a permis de dégager des indications intéressantes à propos de certaines questions d'importance pratique. Par exemple:

- Quelle est la forme de la relation (économie d'échelle) ?
- Peut-on confirmer l'hypothèse communément admise que l'enseignement professionnel est plus coûteux que l'enseignement général?
- Les conditions locales (données météorologiques, population de l'agglomération, éloignement des grands centres) ont-elles une influence sur les coûts?

Cet article comprend trois parties principales. La première passe en revue la littérature pertinente. La seconde discute les questions méthodologiques, notamment la spécification des relations et l'interprétation des résultats lorsque les choix

1. Notre base de données contient trois fichiers: les dépenses de fonctionnement de chaque cégep, par activité et par catégorie; des renseignements sur les cours dispensés, par cours; des données relatives aux conditions locales. Les données financières sont celles du SIFA (Système d'information Financière par Activité). Pour une description complète de la base de données, voir André Lemelin, Sylvie Paquerot et François Tessier (1985).

2. La liste de ces variables se trouve au tableau 1.

3. Ce sont: population de l'agglomération où se trouve l'établissement; distance de Montréal; distance de Québec; distance-temps de Montréal; distance-temps de Québec; température moyenne entre octobre et avril.

des gestionnaires sont étroitement encadrés par les règles budgétaires. La troisième partie présente certains résultats de l'étude: ceux qui portent sur les dépenses de fonctionnement des activités d'enseignement. Dans une section de conclusion, nous revenons aux questions posées initialement tout en y apportant quelques compléments de réponse tirés de résultats qui ne sont pas présentés ici.

2. LA LITTÉRATURE SUR LES FONCTIONS DE COÛT EN ÉDUCATION

Les questions formulées plus haut, et d'autres connexes, ont donné naissance à une multitude de travaux empiriques en économie de l'éducation. Mais il y a plusieurs manières d'aborder le sujet. Nous nous en tenons ici aux études de fonctions de coût ou de dépenses comparables à celles que nous avons estimées.

On trouve d'abord un groupe d'auteurs qui ont abordé la question des économies d'échelle en éducation au moyen de l'estimation d'une courbe de coût moyen: par exemple, Watt (1980), Kumar (1983) et Bee et Dolton (1985)⁴. Kumar (1983) est tout à fait représentatif de ce courant. Il analyse en coupe instantanée les coûts de 38 écoles ontariennes pour les trois années 1975, 1976 et 1977. Les variables dépendantes étudiées sont les dépenses courantes par élève. L'auteur distingue 18 catégories de dépenses; avec le montant total, cela fait 19 variables dépendantes. La taille, l'échelle de production, de l'école, est mesurée par le nombre d'élèves⁵; les autres variables explicatives sont des variables de contrôle (espace excédentaire, proportion des élèves qui utilisent le transport scolaire, etc.) et des indicateurs a priori de «qualité» (rapport maîtres/élèves et proportion d'élèves inscrits à un programme spécial). L'équation est de forme quadratique par rapport à la taille et linéaire par rapport à toutes les autres variables. Les prix des intrants n'apparaissent pas, puisqu'ils sont les mêmes pour les 38 écoles et que l'auteur estime des équations distinctes pour chacune des trois années d'observations dont il dispose. Par ailleurs, la comparaison des résultats des trois années révèle que les coefficients estimés ne sont pas stables d'une année à l'autre; pour plusieurs catégories de dépenses, même l'allure générale de la courbe d'échelle est instable: tantôt décroissante, tantôt en «U» ou constante...

Nevin (1985) fait un plaidoyer pour une rationalisation du mode de financement des départements universitaires en Grande-Bretagne. Pour appuyer ses propositions, il fait une analyse des coûts unitaires des départements⁶. Mais les coûts qu'il étudie sont ceux dont sont responsables les départements; or, cela exclut les salaires du personnel enseignant (ainsi que le budget d'acquisition de livres et le coût des locaux). Puisqu'il s'agit d'enseignement universitaire, Nevin ne peut pas se contenter de mesurer la production simplement au moyen du nombre d'élèves. Il construit donc un indice qui est une somme pondérée de trois composantes: le

4. Pour les références antérieures, voir Kumar (1983).

5. L'auteur prête ainsi le flanc à l'accusation de tomber dans le sophisme de la régression («regression fallacy») dénoncé par Friedman (1955) et Feldstein (1968).

6. Plus exactement, des groupes de départements formés en classant ceux-ci dans chaque université en sept groupes-matières («subjects»).

nombre de professeurs à plein temps (une «proxy» pour l'output de recherche), le nombre d'étudiants équivalents temps complet de premier cycle (undergraduate) et des cycles supérieurs (postgraduate); les poids attribués (a priori) à ces outputs sont de 10, 1 et 2 respectivement. Au moyen d'essais avec diverses pondérations, l'auteur se convainc que ses résultats sont robustes par rapport aux choix des poids relatifs. La fonction de coût unitaire est strictement linéaire (pas de terme quadratique) et comprend les variables explicatives suivantes: l'indice de production, le nombre d'étudiants par professeur, le montant total des salaires du personnel autre que les professeurs (une «proxy» pour le nombre d'employés de soutien, c'est-à-dire, aux yeux de l'auteur, du degré de technicité du «subject»), la distance de Londres (éloignement géographique) et la population de la ville où se trouve l'établissement. Pour chacun des sept groupes-matières, la constante (positive) et les coefficients du rapport étudiants/professeurs (négatif) et du montant des salaires autres (positif) sont significatifs; le coefficient de l'indice de production est significatif (et négatif) dans trois cas sur sept; enfin, l'éloignement de Londres n'est jamais significatif, tandis que la population (de signe erratique) ne l'est que dans un ou deux cas (selon l'année considérée).

Les travaux de Verry et Davies (1976) sur le même sujet, pourtant bien antérieurs à ceux de Nevin (1985), sont beaucoup plus poussés. Comme Nevin, Verry et Davies choisissent le département comme unité d'analyse et comme lui, ils doivent s'accommoder de données sur les groupes-matières. Leurs données sont de sources diverses et les auteurs sont avares de renseignements quant au nombre d'observations. Leurs analyses s'appuient sur un modèle théorique de l'université maximisant une fonction d'utilité dont les arguments sont les outputs de ses départements, sujet aux contraintes financières, et institutionnelles. Les auteurs mettent un soin particulier à identifier les différents outputs des départements (l'enseignement aux niveaux «undergraduate», «postgraduate», et la recherche) et, surtout, à trouver pour ces outputs des mesures empiriques, y compris une mesure de la qualité de l'enseignement de premier cycle («undergraduate»). Cette mesure de qualité est toutefois un pis-aller, de l'avis même des auteurs: aussi n'en tirent-ils que peu de résultats intéressants. Les variables dépendantes considérées sont les coûts départementaux totaux et par catégorie (4 catégories), et les coûts centraux, totaux et par catégorie (7 catégories).

Il n'est pas facile de résumer en quelques lignes les myriades de chiffres que contient l'ouvrage de Verry et Davies. Mais deux conclusions ressortent clairement. La première, c'est que les résultats économétriques ne permettent pas de rejeter l'hypothèse que les fonctions de coûts sont linéaires avec une constante positive (coût fixe, impliquant des économies d'échelle) et un coût marginal constant par rapport à chacun des outputs. Pour arriver à cette conclusion, les auteurs ont estimé des formes quadratiques et cubiques, des équations comportant des variables muettes et même certaines formes flexibles. La seconde conclusion qui se dégage est l'absence d'économies de portée («economies of scope» ou, selon l'expression des auteurs, «joint supply conditions»). Cette question est étudiée principalement au moyen de variables d'interaction (formées par la racine carrée du produit des

quantités de deux outputs). Mais Verry et Davies rappellent que, à défaut de mesures adéquates de la qualité de l'enseignement, on ne peut pas exclure la possibilité que l'interaction se fasse par la qualité. Quant à l'effet des conditions locales, il n'est pas étudié par Verry et Davies.

Butler et Monk (1985) étudient 452 districts scolaires de l'État de New York en 1978-1979. Ils répartissent les districts scolaires en deux groupes: 190 «grands» (plus de 2 500 élèves) et 252 «petits». C'est le coût total⁷ de chaque district qui joue le rôle de variable dépendante. Les formes fonctionnelles retenues sont la Cobb-Douglas et la translog. Les principales variables explicatives sont le nombre d'élèves et le salaire moyen des professeurs, les prix des autres inputs étant considérés comme constants. D'autres variables explicatives (pourcentage des élèves inscrits à un programme spécial pour handicapés, pourcentage au secondaire, etc.) sont destinées à rendre compte des variations de qualité⁸. Les auteurs affirment que leurs résultats confirment leur hypothèse que les grands et les petits districts sont situés sur des fonctions de coût distinctes, seuls les seconds jouissant d'économies d'échelle (fussent-elles non réalisées) : en d'autres mots, selon eux, si les petits districts avaient autant d'élèves que les grands, ils seraient plus efficaces que ces derniers et inversement, si les grands districts avaient aussi peu d'élèves que les petits, ils seraient proportionnellement plus coûteux. Il est permis de douter de la validité de ces conclusions, les deux fonctions soi-disant distinctes ayant été estimées à l'aide d'échantillons tronqués et complémentaires...

Jimenez (1986) présente les résultats d'une analyse réalisée, selon toutes les règles de l'art, sur un échantillon de 41 écoles primaires du Paraguay et de 43 écoles primaires et secondaires de Bolivie; les données sont de 1975. Jimenez estime pour chaque pays une fonction de coût variable total de forme translog généralisée; la fonction de coût est estimée simultanément avec des fonctions de parts en vue d'une plus grande efficacité. Les variables explicatives sont les suivantes: d'abord, deux outputs, soit le nombre d'élèves au niveau primaire et le nombre d'élèves au niveau secondaire, tous deux ajustés selon la qualité (voir ci-après); ensuite, deux prix, soit le salaire moyen du personnel et l'indice de prix des autres inputs courants⁹; la valeur du stock de capital (bâtiment); la qualité des élèves (voir ci-après); enfin, deux variables muettes, soit le statut d'école privée ou publique et la situation

7. Les auteurs sont chiches de renseignements sur leurs données. Il semble toutefois que le «coût total» soit défini comme le montant des dépenses courantes financées localement et au niveau de l'État (mais excluant celles qui sont financées par le gouvernement fédéral) : voir Butler et Monk (1985, p. 370, note 11).

8. Ces variables sont introduites sous la forme d'un indice d'ajustement-qualité appliqué à l'output: $\hat{y} = y e^{xb}$ où \hat{y} est la mesure ajustée; y , la mesure «brute»; x , le vecteur des variables de qualité; et b , le vecteur des coefficients à estimer (Butler et Monk, 1985, p. 369, équation 7). Dans ces conditions, cependant, les variables de qualité devraient apparaître en interaction avec les autres dans la forme translog; or, il n'en est rien... De plus, la note au bas des tableaux 3 et B de l'article de Butler et Monk (1985, p. 375 et 381) précise que *toutes* les variables sont en logarithmes naturels, ce qui contredit carrément l'équation 9 (p. 369) et le paragraphe qui précède.

9. Considéré comme constant dans chaque pays, traité comme numéraire dans l'estimation, mais dont les coefficients peuvent être reconstitués à l'aide des conditions d'homogénéité.

urbaine ou rurale. Les deux mesures de qualité sont tirées d'une analyse de régression des résultats d'un test subi par les élèves sur leurs caractéristiques personnelles; les coefficients sont estimés pour l'ensemble de tous les élèves de toutes les écoles de l'étude. Ensuite, pour chaque école, le résultat moyen obtenu par les élèves de cette école-là est décomposé en deux: le résultat moyen prédit par la régression est utilisé comme indice de la qualité des élèves de l'école; le résidu «inexpliqué» est interprété comme l'écart entre la qualité de cette école-là et la qualité moyenne. Les résultats obtenus par Jimenez montrent que les «économies d'échelle» n'existent que par rapport à un seul produit à la fois: si l'on accroît le nombre d'élèves du primaire, tout en maintenant constant celui des élèves du secondaire, (ou vice versa) le coût unitaire diminue. Par contre, si on accroît proportionnellement les deux outputs¹⁰, le coût moyen (ce que Baumol, Panzar et Willig appellent «ray average cost»), augmente. En fait, il y a des déséconomies de portée («diseconomies of scope»), ce qui suggère que la spécialisation serait plus économique.

L'étude de Jimenez (1986) innove dans le domaine de l'éducation par son utilisation d'une forme fonctionnelle flexible. Mais elle a des antécédents dans la littérature sur les coûts des hôpitaux: Cowing et Holtman (1983) et Conrad et Strauss (1983) utilisent aussi la forme translog. Mais l'un des thèmes récurrents de cette littérature est la grande hétérogénéité des produits (à laquelle on réfère souvent sous le terme de «case-mix»); or, l'emploi de formes flexibles entraîne une multiplication des paramètres à estimer, ce qui impose des limites pratiques au nombre d'outputs dont on peut tenir compte¹¹. Breyer (1987) analyse ce dilemme et propose un compromis pragmatique fondé sur des hypothèses, qu'il reconnaît être restrictives, propres au secteur hospitalier. Pour la même raison, Grannemann, Brown et Pauly (1986) emploient une forme fonctionnelle dite «hybride», à laquelle Breyer (1987) reproche cependant d'être homogène de degré quelconque (plutôt que du premier degré) par rapport aux prix et de permettre que soit violée la condition de non-décroissance du coût par rapport aux prix. Par ailleurs Kass (1987), qui traite des soins de santé à domicile (et non des hôpitaux), rejette la forme translog en faveur de la forme quadratique, parce que la translog n'admet pas que l'un des outputs puisse être nul: il rejette aussi la «translog hybride» de Baumol, Panzar et Willig, à cause de son excessive complexité (Kass, 1987, p. 136, note 9). Mentionnons enfin, toujours à propos de l'hétérogénéité des outputs, la contribution de Jenkins (1980): celui-ci emploie un modèle linéaire mais, comme bien d'autres avant lui, il fait face à un sérieux problème de multicollinéarité, étant donné le grand nombre de variables d'output; sa solution consiste à estimer ses coefficients par la méthode des composantes principales.

10. Seule une partie des écoles boliviennes de l'étude offraient les deux enseignements. Celles du Paraguay n'offraient que le primaire.

11. Cowing et Holtman (1983) ne distinguent que 5 catégories de diagnostics, tandis que Conrad et Strauss (1983) ne considèrent que trois catégories de patients.

En quoi nos travaux se distinguent-ils de ceux que nous venons de passer en revue? Il ya d'abord la différence triviale que notre étude est à notre connaissance la première de ce genre à porter sur les cégeps au Québec. À cela s'ajoute que les cégeps sont des institutions de niveau post-secondaire mais pré-universitaire; ils ont peu d'équivalent dans le monde et nous ne connaissons aucune étude qui se soit intéressée à des établissements du même type.

Ainsi, il y a une différence fondamentale entre nos travaux et ceux qui portent sur les coûts des écoles primaires et secondaires (Kumar, 1983; Watt, 1980; Bee et Dolton, 1985; Butler et Monk, 1985; Jimenez, 1986): l'enseignement post-secondaire, en effet, pose à un degré plus aigu le problème de la mesure du produit. Notre modèle fait donc place à l'intervention simultanée de plusieurs mesures de production (output multidimensionnel), de sorte qu'il est malaisé d'employer comme variables dépendantes les coûts per capita. Mais cette question de la forme des variables dépendantes mérite une discussion séparée et elle sera reprise dans la partie du texte traitant de méthodologie.

De plus, comme nous l'avons mentionné au début, l'estimation des fonctions de dépenses avait pour objectif immédiat de repérer les variables qui semblaient les plus pertinentes parmi celles qui mesurent les diverses dimensions observables des activités d'enseignement (voir tableau 1). C'est pourquoi, étant donné la nature exploratoire des analyses, nous n'avons pas cherché à raffiner la forme des relations estimées. Nous dérogeons ainsi à l'exemple offert par Jimenez (1986), mais notre choix à cet égard est corroboré par les auteurs cités en rapport avec la littérature sur les coûts des hôpitaux. Nous avons donc un modèle essentiellement linéaire, «assoupli» par la présence de certaines variables au carré et sous le radical (*PES* donne *PES2* et *PESRAC*; *ETCTOT* donne *ETCTOT2* et *ETCRAC*). La méthode d'estimation retenue est celle des moindres carrés ordinaires.

Quant à l'étude de Nevin (1985), nous avons plutôt évité d'en reproduire les faiblesses. En effet, on peut formuler à son égard plusieurs critiques. D'abord, on peut mettre en doute la validité de l'indice de production défini a priori. Ensuite, l'absence parmi les variables explicatives de l'inverse de la mesure du produit impose à la fonction de coût total la restriction non triviale de ne pas comporter de coût fixe. Enfin, Nevin donne à deux de ses variables une interprétation qui étonne: le rapport étudiants/professeurs est présenté comme une mesure indirecte de la taille des départements qui composent le groupe, sous l'hypothèse d'un nombre constant de professeurs par département; de plus, le montant des salaires autres (divisé par 5 000 livres, une approximation du salaire annuel d'un employé) est présenté comme un indicateur du degré de «technicité» de la matière, alors qu'il dépend aussi de la taille du département¹².

12. Il est vrai qu'en divisant cette variable par l'output, on obtient une variable explicative qui est liée à la variable dépendante par une identité; mais on aurait pu prendre le montant des salaires autres en proportion des dépenses totales.

L'étude de Verry et Davies (1976) est quant à elle beaucoup plus complète que celle que nous avons menée jusqu'à maintenant. De plus, s'agissant des cégeps, nous n'avons tenu compte que de l'output enseignement. Par contre, nous avons cherché à saisir ce produit complexe sous plusieurs dimensions à la fois. Nous avons aussi tenté de vérifier l'influence des conditions locales, un point négligé par Verry et Davies.

3. QUESTIONS MÉTHODOLOGIQUES

Depuis l'étude de Feldstein (1968) sur les coûts de la santé, plusieurs auteurs ont préféré estimer des fonctions de coût moyen, plutôt que des fonctions de coût total: l'avantage en serait notamment de compenser l'hétéroscédasticité et d'éliminer la multicollinéarité entre les variables de «case mix» (qui prennent alors la forme de proportions plutôt que de nombres). Dans le domaine de l'éducation, c'est aussi le choix qu'ont fait Watt (1980), Kumar (1983), Bee et Dolton (1985) et d'autres. Le débat entre Hough (1985) et Kumar (1985) fait ressortir l'importance, déjà soulignée par Belsley (1972), de bien spécifier la structure aléatoire du modèle avant de choisir la forme de la variable dépendante et des variables explicatives.

Dans le présent contexte, cependant, nos analyses ont notamment pour objectif d'examiner plusieurs mesures différentes de l'output. Si nous devons privilégier l'une d'elles comme dénominateur de la variable dépendante, nous devrions naturellement faire subir la même transformation aux autres variables explicatives¹³. En outre, la notion même de coût moyen est à redéfinir lorsque l'output est multidimensionnel¹⁴. C'est pourquoi, suivant en cela Breyer (1985: 148 et 152), nous rejetons le coût moyen comme variable dépendante. Nous sommes toutefois conscient de l'hétéroscédasticité qui menace et nous rapportons plus loin les résultats des tests que nous avons effectués. Cela dit, il serait abusif de prétendre que les relations estimées ici sont des fonctions de coût. D'abord, la liste des variables explicatives ne comprend aucun prix d'intrant: nos observations ne portent en effet que sur une seule année, et nous n'avons pas de données quant aux variations géographiques des prix¹⁵. Deuxièmement, les dépenses de fonctionnement, qui constituent nos variables dépendantes, ne tiennent pas compte du loyer implicite du capital et ne représentent donc qu'une partie du coût économique. Troisièmement, on peut difficilement soutenir que les cégeps sont tous à un point d'équilibre de long terme en ce qui concerne leur stock de capital; dans une fonction de coût de court terme, il faudrait donc introduire une variable de stock de capital¹⁶; mais cette

13. Jenkins (1980: 104-105), dans son étude sur les coûts des hôpitaux, montre que cette exigence n'a pas toujours été respectée.

14. On pense entre autres à Baumol, Panzar et Willig (1982).

15. L'un des motifs de l'introduction de variables de conditions locales était cependant de relâcher l'hypothèse de prix géographiquement uniformes.

16. Voir Jimenez (1986) et Cowing et Holtman (1983).

donnée, elle aussi, nous fait défaut pour le moment. Pour toutes ces raisons, il convient de parler ici de fonctions de dépenses.

Même s'il s'agit de fonctions de dépenses, on peut néanmoins leur transposer la distinction faite par Evans (1971 : 200-201) et reprise par Breyer (1987 : 149) concernant les fonctions de coût minimum et les fonctions de coût «comportementales». Il est évident que les rapports financiers dont nous tirons nos données ne révèlent pas directement le niveau minimum de dépenses, mais qu'ils reflètent plutôt le comportement des gestionnaires, tel que conditionné par les contraintes auxquelles ils font face¹⁷.

Mais si les contraintes qui encadrent les décisions des gestionnaires sont si serrées qu'elles ne leur laissent aucune marge de manoeuvre, peut-on même parler de modèle de comportement?

Plus exactement, le problème qui se pose est le suivant. Supposons que les règles budgétaires déterminent le montant admissible des dépenses en fonction de certaines variables, et que les mécanismes institutionnels garantissent que les dépenses réalisées seront égales aux dépenses admissibles. Dans ces conditions, il n'y aurait pas de comportement à observer! Il suffirait de reproduire correctement la formule de calcul pour obtenir une prévision parfaite : la relation analysée serait une identité.

En général, la réalité n'est pas si simple. Les règles budgétaires sont généralement d'une grande complexité. Si l'on cherche à les reproduire, on introduira presque toujours des erreurs de spécification : variables manquantes ou variables instrumentales inexactes. Cela sera inévitable si l'application des règles est modulée pour les ajuster aux conditions locales, en fonction de données difficiles à observer ou selon le jugement discrétionnaire d'un administrateur. La relation analysée n'étant pas exacte (comportant un terme aléatoire), on pourra avoir l'illusion qu'il s'agit d'un modèle de comportement : en réalité ce sera plutôt une quasi-identité^{18,19}.

C'est pourquoi, dans Lemelin (1987, chap. 2), nous avons étudié les principales règles qui servaient à déterminer les budgets de fonctionnement de chaque cégep en 1981-1982, année sur laquelle portent nos données. Nous avons aussi cherché à voir dans quelle mesure les règles budgétaires limitaient l'autonomie de gestion des établissements. Cet examen avait pour but de nous permettre de faire la part des choses, dans l'analyse des dépenses observées, entre les effets de l'application des règles budgétaires et les résultats de la gestion autonome des établissements.

17. Ce point est discuté plus longuement dans Lemelin (1987 : 94-96).

18. Dans Lemelin (1987 : 96-100), on présente un exemple «semi-réaliste» pour illustrer ces possibilités.

19. Verry et Davies (1976 : 42-43) soulèvent un problème semblable : ils rapportent que le «University Grant Committee» était réticent à faire connaître les résultats de ses analyses de coûts, de peur que ses hypothèses de calcul ne se transforment en règles de comportement.

À la lumière de cet examen, il appert que l'interprétation à donner à nos analyses économétriques varie selon la variable dépendante utilisée. Dans Lemelin (1987), nous en avons considéré cinq:

- dépenses totales des activités de base (champ 1: activités d'enseignement)²⁰;
- masse salariale du personnel enseignant;
- dépenses de chacun des «super-départements»²¹;
- dépenses agrégées de l'ensemble des activités de soutien;
- dépenses de chacun des champs 2 à 8 qui constituent les activités de soutien.

Pour ce qui est des dépenses relatives aux salaires du personnel enseignant, il est clair qu'elles sont entièrement déterminées par des règles. Mais ces règles sont d'une très grande complexité : c'est la convention collective qui fixe les salaires et le nombre de professeurs; ce dernier dépend de la charge de travail, qui est calculée selon le nombre d'heures de cours, le nombre de groupe-cours et le nombre de *PES*; cependant, le nombre de professeurs ainsi déterminé n'est ajusté qu'avec une année de retard. Il s'ensuit que les régressions qui ont pour variable dépendante la masse salariale du personnel enseignant n'ont aucune chance d'être des identités exactes. Ce sont néanmoins des quasi-identités. L'intérêt de ces relations est qu'elles décrivent de façon sommaire et tangible le résultat de l'application de règles complexes. À partir de ces quasi-identités, on pourrait donc faire ressortir certaines propriétés des règles sous-jacentes, ou encore faire apparaître des simplifications possibles.

Puisque la masse salariale du personnel enseignant représente environ 85% des dépenses du champ 1, les observations qui précèdent s'appliquent aux régressions qui ont pour variable dépendante le total des dépenses du champ 1. En outre, les dépenses du champ 1 constituent à elles seules près des deux tiers des dépenses totales des cégeps; il s'ensuit que le montant des dépenses totales du champ 1 doit être particulièrement sensible aux règles qui déterminent l'enveloppe budgétaire totale. Il reste que la possibilité d'accumuler des surplus et de dépenser ensuite les surplus accumulés, et la possibilité de recourir aux emprunts, donnent aux adminis-

20.Terminologie du SIFA.

21. Alors que les activités de soutien sont classées dans le SIFA selon une nomenclature standard, ce n'est pas le cas des activités de base. En effet, d'un collège à l'autre, les départements n'ont pas le même contenu quant à la nature des cours dispensés : le nombre de départements et leurs frontières disciplinaires sont très variables. Nous avons donc procédé à une certaine uniformisation pour pouvoir comparer les collèges entre eux. Cette uniformisation a pris la forme d'un regroupement des départements selon une classification standard comprenant 15 «super-départements» : 12 regroupements de base, et 3 regroupements hétérogènes qui n'apparaissent que dans un petit nombre de cégeps. Cette façon de procéder s'apparente à l'utilisation des «subject groups» dans les études sur les universités britanniques.

trateurs une certaine marge de manoeuvre à moyen terme. Les équations de la dépense totale du champ 1 ne sont donc pas des quasi-identités. Mais elles représentent des comportements encadrés de façon plutôt étroite.

Quant aux régressions qui ont pour variable dépendante les dépenses d'un département ou d'un groupe de département (un super-département), ce ne sont décidément pas des quasi-identités. En effet, étant donné la transférabilité, ces dépenses ne sont pas déterminées par des règles; elles font au contraire l'objet de décisions de gestion. Il en est de même des dépenses totales de chacun des champs 2 à 8 et même, avec certaines réserves, des dépenses globales des activités de soutien.

4. RÉSULTATS RELATIFS AUX DÉPENSES DE FONCTIONNEMENT DES ACTIVITÉS D'ENSEIGNEMENT

Les seuls résultats que nous présentons ici sont ceux qui portent sur les dépenses de fonctionnement totales du champ 1 (enseignement). La liste des variables décrivant les caractéristiques de la production de chaque cégep est donnée au tableau 1. Le tableau 2 (en deux parties) présente quelques-uns des modèles étudiés. Les modèles (1) à (5), présentés dans la première partie du tableau 2, ne font intervenir que deux mesures fréquemment utilisées de la production : le nombre de *PES* et le nombre d'*ETC*. La première équation vise à étudier la forme de la relation entre les dépenses d'enseignement et les mesures conventionnelles du produit. Les équations (2) et (3) sont dérivées de la première par élimination de variables non significatives. Le test F appliqué aux modèles (2) et (3) contre le modèle (1) prend les valeurs de 0,789 et 0,738 : on ne peut pas rejeter l'hypothèse que les variables absentes de (2) et de (3) n'ont aucun pouvoir « explicatif », compte tenu de l'influence des variables présentes.

L'équation (4), quant à elle, s'inspire directement de la « règle générale »²². Cette règle est basée sur la clientèle budgétaire, mesurée en *ETC*; on calcule la clientèle budgétaire de 1981-1982 en appliquant à la clientèle réelle de 1976-1977 la moitié du taux de croissance observé d'année en année jusqu'en 1981-1982; la règle générale fait aussi intervenir des seuils à 1000, 1500 et 2500 *ETC*. Dans l'équation (4), la clientèle budgétaire est remplacée par la clientèle réelle; de plus, le nombre de *PES* y apparaît comme argument supplémentaire. Le modèle (5) est dérivé du modèle (4) après élimination des variables non significatives. Le test F (0,453) ne permet pas de rejeter l'hypothèse que les coefficients éliminées sont tous nuls.

22. La « règle générale » détermine environ 20% du budget total de l'enseignement régulier. Après la masse salariale des enseignants, c'est la tranche de budget la plus importante. Pour plus de détails, voir Lemelin (1987 : 47-53).

TABLEAU 1

ANALYSE DES DÉTERMINANTS DES DÉPENSES DES ACTIVITÉS DE BASE
LISTE DES VARIABLES INCLUSES DANS LE MODÈLE GÉNÉRAL

<i>PES</i>	Nombre de périodes-étudiants-semaines
<i>PES2</i>	<i>PES</i> au carré
<i>PESRAC</i>	Racine carrée de <i>PES</i>
<i>PESTHE</i>	Nombre de <i>PES</i> théoriques
<i>ETCTOT</i>	Nombre d'étudiants équivalents-temps-complet
<i>ETCTOT2</i>	<i>ETCTOT</i> au carré
<i>ETCRAC</i>	Racine carrée de <i>ETCTOT</i>
<i>ETC1000</i>	Nombre d'étudiants au-delà de 1000
<i>ETC1500</i>	Nombre d'étudiants au-delà de 1500 (si le nombre d'étudiants dépasse 2500, <i>ETC1500</i> = 1000)
<i>ETC2500</i>	Nombre d'étudiants au-delà de 2500
<i>ETCPRO</i>	Nombre d'étudiants inscrits au secteur professionnel
<i>ETCPRO2</i>	<i>ETCPRO</i> au carré
<i>HRS</i>	Nombre d'heures de cours
<i>HRSpra</i>	Nombre d'heures de cours pratiques
<i>COURS</i>	Nombre de cours
<i>ETUCRS</i>	Nombre d'étudiants-cours
<i>VARCRS</i>	Variance du nombre d'étudiants par cours
<i>ECTCRS</i>	Écart-type du nombre d'étudiants par cours
<i>HERCRS</i>	Indice Herfindahl de la variabilité du nombre d'étudiants par cours
<i>ENTCRS</i>	Indice d'entropie de la variabilité du nombre d'étudiants par cours
<i>DEPART</i>	Nombre de départements

Les modèles (1) à (5), comme d'ailleurs ceux de la seconde partie du tableau 2, ont des coefficients de détermination très élevés, surtout pour une étude en coupe transversale. D'un certain point de vue, il n'y a pas de quoi s'étonner; en effet, comme nous l'avons déjà dit, la marge de manoeuvre des gestionnaires est relativement mince par rapport aux règles budgétaires. Par contre, étant donné la simplicité de nos modèles en regard de la complexité des règles dont ils simulent l'application, cela suggère qu'il existe des possibilités de simplification des règles²³.

23. Toutefois, il serait erroné de sauter à la conclusion qu'une relation avec R^2 de 0,98 pourrait remplacer d'emblée toutes les règles existantes. Avant de proposer une règle simplifiée, il faudrait notamment analyser de très près les résidus pour identifier en particulier les cas excentriques («outliers»), s'il en est. En outre, le critère de la méthode des moindres carrés, qui est employée ici, n'est peut-être pas le plus pertinent: plutôt que la somme des carrés des résidus, une règle simplifiée chercherait vraisemblablement à minimiser la somme des carrés des résidus en pourcentage; c'est ce dernier critère qui est appliqué quand la variable dépendante est remplacée par son logarithme.

TABLEAU 2 (première partie)
ANALYSE DES DÉTERMINANTS DES DÉPENSES DES ACTIVITÉS DE BASE :
COMPARAISON DE QUELQUES-UNS DES MODÈLES ÉTUDIÉS*

Variables indépendantes	Variable dépendante : <i>COUT1</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>PES</i>	-7.2457 (0.322)	11.6228 (3.218) ^a		2.9327 (3.337) ^a	2.9703 (3.431) ^a
<i>PES2</i> x 10 ^{-6**}	0.1491 (0.096)	-1.2552 (2.366) ^b			
<i>PESRAC</i>	35 906 (0.789)		13 420 (4.315) ^a		
<i>ETCTOT</i>	2288.8 (0.169)	-5145.0 (2.186) ^b		1430.2 (0.523)	1305.9 (2.565) ^b
<i>ETCOT2</i>	0.2912 (0.501)	0.6152 (2.812) ^a	0.2322 (6.492) ^a		
<i>ETCRAC</i> x 10 ^{6**}	-0.5817 (0.534)		-0.1842 (1.981) ^c		
<i>ETC1000</i>				897.2 (0.252)	
<i>ETC1500</i>				-2382.4 (1.396)	-1109.1 (1.959) ^c
<i>ETC2500</i>				-1008.1 (0.780)	
Constante**	-5.2680 (1.029)	0.9285 (1.889) ^c	-1.7565 (2.060) ^b	0.04415 (0.018)	0.36129 (1.323)
R ² (coeff. de dét.)	0.97795	0.97701	0.97663	0.97442	0.97381
\bar{R}^2 (R ² corrigé)	0.97437	0.97465	0.97488	0.97106	0.97184
Valeur du test F contre le modèle général***	2.388 ^b	2.252 ^b	2.182 ^b	2.817 ^b	2.593 ^b

NOTES: * Entre parenthèses, sous le coefficient, la valeur du t de Student : a, significatif à 1%; b, significatif à 5%; c, significatif à 10%.

** Tous les coefficients relatifs à *PES2* ont été multipliés par 10⁶; les coefficients relatifs à *ETCRAC* ont été divisés par 10⁶; les constantes ont été divisées par 10⁶ (la valeur de la constante est donc exprimée en millions de dollars).

*** Le modèle général comprend les 21 variables énumérées au tableau 1, plus une constante. Le R² obtenu est de 0.99161. Un F significatif veut dire qu'on peut rejeter l'hypothèse que tous les coefficients du modèle général, à l'exception de ceux qui sont présents dans le modèle testé, sont nuls : a, F significatif à 1%; b, F significatif à 5%.

TABLEAU 2 (deuxième partie)
ANALYSE DES DÉTERMINANTS DES DÉPENSES DES ACTIVITÉS DE BASE :
COMPARAISON DE QUELQUES-UNS DES MODÈLES ÉTUDIÉS*

Variables indépendantes	Variable dépendante : <i>COUT1</i>									
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
<i>PES</i>	7.9573 (2.524) ^b	7.5185 (5.536) ^a								
<i>PES2</i> x 10 ^{-6**}	0.6396 (1.379)	-0.5752 (2.853) ^a								
<i>PESRAC</i>			14 231 (4.772) ^a	12 019 (3.841) ^a	12 958 (6.299) ^a		6 100 (8.151) ^a	14 141 (6.898) ^a	14 869 (7.515) ^a	
<i>PESTHE</i>	-5.8194 (2.922) ^a	-5.9665 (3.454) ^b	-5.0973 (2.841) ^a		-5.5813 (3.520) ^a	3.3743 (6.244) ^a		-6.5655 (4.127) ^a	-6.8187 (4.292) ^a	
<i>ETCTOT</i>	-355.5 (0.155)		-802.3 (0.595)	-2541.5 (1.944) ^c						2479.9 (22.417) ^a
<i>ETCTOT2</i>	0.3107 (1.591)	0.2818 (5.173) ^a	0.3360 (3.770) ^a	0.3544 (3.670) ^a	0.2884 (7.392) ^a	0.1293 (4.271) ^a	0.1718 (7.354) ^a	0.3019 (7.793) ^a	0.3062 (7.883) ^a	
<i>ETCPRO2</i>								0.0659 (1.245)		
<i>HRS</i>	883.44 (2.986) ^a	891.04 (3.094) ^a	905.89 (3.193) ^a	989.92 (3.228) ^a	925.23 (3.310) ^a	941.97 (3.356) ^a	1098.86 (3.524) ^a			
<i>HRSRA</i>										2467.00 (4.943) ^a
<i>COURS</i>								3182.64 (3.093) ^a	3179.78 (3.068) ^a	
Constante **	0.32336 (0.737)	0.32116 (0.742)	-6.3039 (4.713) ^a	-5.0125 (3.666) ^a	-5.8337 (5.454) ^a	0.76688 (2.117) ^b	2.6475 (4.099) ^a	-6.2877 (5.471) ^a	-6.8034 (6.301) ^a	0.03718 (0.142)
R ² (coeff. de dét.)	0.98487	0.98486	0.98527	0.98215	0.98514	0.97763	0.98042	0.98526	0.98466	0.97864
R ² (R ² corrigé)	0.98242	0.98287	0.98334	0.98032	0.98361	0.97595	0.97895	0.98333	0.98309	0.97760
Valeur du test F contre le modèle général***	1.178	1.106	1.039	1.459	0.998	2.037	1.630	1.041	1.072	1.790

NOTES: * Entre parenthèses, sous le coefficient, la valeur du t de Student : a, significatif à 1%; b, significatif à 5%; c, significatif à 10%.
 ** Tous les coefficients relatifs à *PES2* ont été multipliés par 10⁶; les constantes ont été divisées par 10⁶ (la valeur de la constante est donc exprimée en millions de dollars).
 *** Le modèle général comprend les 21 variables énumérées au tableau 1, plus une constante. Le R² obtenu est de 0.99161. Un F significatif veut dire qu'on peut rejeter l'hypothèse que tous les coefficients du modèle général, à l'exception de ceux qui sont présents dans le modèle testé, sont nuls : a, F significatif à 1%; b, F significatif à 5%.

La dernière ligne du tableau 2 (première partie) présente la valeur du test F de chaque modèle contre le modèle «général». Le modèle général en question est formé des 21 variables du tableau 1, plus une constante. En soi, ce modèle est totalement inintéressant: la plupart des coefficients ont des *t* non significatifs et le nombre de degrés de liberté est très faible (22). Dans ces conditions, il faut être particulièrement circonspect dans l'interprétation du test F. En effet, le modèle «général» étant mauvais (trop de variables non significatives, pas assez de degrés de liberté), le dénominateur du F est gonflé alors que le numérateur est écrasé, ce qui augmente considérablement le risque d'accepter une hypothèse fausse (erreur de type II)²⁴. L'intérêt du test F est donc ici celui d'un test unilatéral: si la valeur du F est élevée (significative), alors on peut en conclure que les variables non incluses dans le modèle testé contiennent de l'information complémentaire. Vu sous cet angle, le test F montre que les mesures conventionnelles du produit (*PES* et *ETC*) ne contiennent pas toute l'information pertinente. C'est ce qui nous a amenés à expérimenter avec d'autres variables.

Cette expérimentation a produit quelques modèles intéressants, qui sont présentés dans la seconde partie du tableau 2. Le modèle (6) est dérivé de (2) par l'addition des variables *PESTHE* et *HRS*; le modèle (7) est issu de (6) après élimination de la variable *ETCTOT*, non significative. Quant à (8), il est dérivé de (3) par l'addition de *PESTHE* et de *HRS*; on notera aussi que *ETCRAC* a cédé la place à *ETCTOT*. Dans les modèles (9) à (12), on a éliminé une ou deux variables de (8): dans (9), *ETCTOT* devient significative quand *PESTHE* est écartée; dans (10), c'est *ETCTOT* qui est supprimée; dans (11) et (12), on supprime tantôt *PESRAC*, tantôt *PESTHE*, faisant ainsi ressortir l'instabilité des coefficients causée par la multicolinéarité (nous reviendrons sur cette question). Le modèle (13) a été appliqué à *COUT1* a posteriori: ce modèle est d'abord ressorti de nos analyses utilisant comme variable dépendante la masse salariale du personnel enseignant²⁵. (14) est dérivé de (13) par suppression de *ETCPR02*, non significative. Enfin, (15) a été «révélé» par la procédure mécanique STEPWISE du logiciel SPSS, appliquée à l'ensemble de variables énumérées au tableau 1.

On peut voir à la dernière ligne de cette deuxième partie du tableau 2 qu'aucune des valeurs de F ne dépasse le seuil de signification de 5%. Mais comme nous l'avons déjà mentionné, ce fait n'a pas une grande portée. C'est pourquoi nous avons examiné individuellement chacune des variables exclues de quatre modèles choisis parmi les quinze du tableau 2 (7, 10, 14 et 15). Le résultat de cet examen est présenté en détail dans Lemelin (1987 : 110 et 113) : la plupart des variables exclues sont nettement non significatives, avec des probabilités de 40% et plus, et

$$24. \text{ En effet, } F = \frac{(R^2 - R^2_H) / M}{(1 - R^2) / (N - K)}$$

où *N* est le nombre d'observations, *K* est le nombre de variables dans le modèle général, *M* est le nombre de coefficients nuls a priori dans le modèle testé, et R^2_H est le R^2 du modèle testé. La présence de variables «inutiles» dans le modèle général augmente *K* et *M*, tout en ayant un effet négligeable sur R^2 .

25. Les résultats de ces analyses sont présentés dans Lemelin (1987 : 119-126).

aucune d'elles n'est significative à 10% ou mieux. On remarque notamment que dans aucun des quatre modèles retenus, les seuils de la règle générale (*ETC1000*, *ETC1500*, *ETC2500*) n'apparaissent comme pertinents. Par ailleurs, une fois prise en compte la distinction entre *PES* ou heures de cours théoriques et pratiques (*PESTHE* ou *HRSPPRA*), la distinction entre *ETC* général et professionnel (*ETC-PRO*, *ETCPRO2*) n'est pas significative. De même, les diverses mesures de la variabilité de la taille des cours (*VARCRS*, *ECTRS*, *HERCRS* et *ENTCRS*) et le nombre de départements (*DEPART*) semblent dépourvus de pouvoir « explicatif ». Enfin, il ressort qu'apparemment, les variables représentant les conditions locales (population, distance des grands centres, climat) n'ont pas d'influence sur les dépenses de l'enseignement.

Il sied de dire un mot à propos de la multicolinéarité. Il est évident que les variables explicatives des modèles présentés au tableau 2 sont fortement corrélés entre elles. Il faut donc s'imposer une très grande prudence dans l'interprétation des résultats. Ainsi, même si les coefficients du tableau 2 (deuxième partie) suggèrent que l'enseignement théorique coûte moins cher que l'enseignement pratique (coefficients de *PESTHE* et de *HRSPPRA*), l'équation (11) est là pour nous rappeler que ces résultats pourraient être fortuits, même s'ils s'accordent avec le sens commun. La même réserve s'applique à la conclusion qu'on serait tenté de tirer du coefficient de *COURS* dans (14), à savoir que l'enseignement de masse (rapport *ETC/COURS* ou *PES/COURS* élevé) est moins coûteux que l'enseignement plus spécialisé à de petits groupes.

L'hétéroscédasticité est, à côté de la multicolinéarité, un autre problème économétrique classique. Et, dans le cas présent, on pourrait s'attendre à ce que les variations « inexpliquées » augmentent avec la masse budgétaire, c'est-à-dire avec la taille du cégep. Nous avons testé cette hypothèse suivant la méthode de Goldfeld et Quandt. Pour nos quatre modèles préférés, on ne peut jamais rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité²⁶. Cette question mériterait cependant une étude plus approfondie, notamment par un examen détaillé des résidus: il se pourrait qu'une mauvaise performance des modèles à l'égard des petits cégeps (moins de 1 000 *ETC*) cache l'hétéroscédasticité dans le test que nous présentons.

Parlons maintenant de la forme des fonctions de dépenses. La question des économies d'échelle en éducation a souvent retenu l'attention des chercheurs. Mais il ne faut pas perdre de vue que nos données portent sur les dépenses de fonctionnement, et non pas sur les coûts économiques. De plus, nos réflexions sur la mesure du produit nous ont amené à conclure que la question des rendements à l'échelle, du moins dans sa formulation habituelle, doit être abordée avec prudence dans le domaine de l'éducation.

Ces réserves étant exprimées, il demeure intéressant de voir quelle est la forme de la relation estimée entre les dépenses et les mesures habituelles du produit. Mais il serait absurde d'étudier cette relation en supposant les autres variables constantes:

26. Détails dans Lemelin (1987 : 114-115).

en effet, on peut difficilement imaginer une augmentation du nombre d'*ETC*, par exemple, qui ne s'accompagne pas d'une hausse du nombre de *PES*; cela se reflète d'ailleurs fidèlement dans les fortes corrélations entre les variables indépendantes. En conséquence, plutôt que l'hypothèse «*ceteris paribus*», nous avons appliqué une forme extrême de l'hypothèse «*mutatis mutandis*» : nous avons supposé une corrélation parfaite entre les variables indépendantes, ce qui permet de réduire toutes ces variables à une seule. Plus exactement, nous avons appliqué les rapports suivants, que nous obtenons en faisant le rapport des valeurs moyennes:

PES par *ETC* = 665;

PESTHE par *ETC* = 430;

HRS par *ETC* = 0,6;

HRSpra par *ETC* = 0,28;

COURS par *ETC* = 0,14.

À l'aide de ces rapports, et après avoir arrondi grossièrement les paramètres, nous avons formulé les modèles (7), (10), (14) et (15) comme suit:

$$COUT1 = 320\,000 + 3000\,ETCTOT + 0,03\,ETCTOT^2 \quad (7)$$

$$COUT1 = -5\,834\,000 + 335\,000\,ETCRAC - 1840\,ETCTOT + 0,288\,ETCTOT^2 \quad (10)$$

$$COUT1 = -6\,800\,000 + 383\,000\,ETCRAC - 2480\,ETCOT + 0,31\,ETCTOT^2 \quad (14)$$

$$COUT1 = 37\,000 + 3200\,ETCTOT \quad (15)$$

Le résultat est présenté au graphique 1.

Sur l'intervalle «normal» de 1000 et 7000 *ETC*²⁷, tous les coûts moyens calculés sont compris à l'intérieur de la fourchette de 3205 à 3352 dollars par *ETC*; cela représente une variation de moins de 5%. Donc, dans l'hypothèse où les différents aspects de la production évoluent proportionnellement (*PES*, *PESTHE*, *HRS*, *HRSpra*, *COURS* et *ETC*), il ne semble pas exagéré de conclure que les dépenses d'enseignement par *ETC* sont à peu près constantes.

Le graphique 1, tronqué, donne un gros plan de l'évolution des courbes sur l'intervalle de 1500 à 8000 *ETC*. Des quatres modèles, trois produisent une courbe de dépenses par *ETC* en forme de «U», comme les courbes de coût moyen classiques de la théorie microéconomique de la firme. Cependant, la courbure est bien moins accentuée dans le modèle (7) que dans (10) et (14)²⁸; de plus, le point minimum de la courbe se situe autour de 3500, 4000 et 4500 *ETC* respectivement

27. En 1981, le nombre d'*ETC* variait entre 723 et 6819 (Lemelin, 1987, annexe 1, tableau A.1); seulement trois cégeps avaient moins de 1000 *ETC*. D'ailleurs, en-deçà du 1000 *ETC*, il est clair que la forme des courbes associées aux modèles (10) et (14), et même à (7), est dominée par le poids relatif de la constante.

28. Il faut cependant se garder de l'illusion d'optique créée par l'étirement de l'échelle verticale.

pour (7), (10) et (14). Quant au modèle (15), il a la forme d'hyperbole équilatère associée à la combinaison d'un coût fixe non nul avec un coût marginal constant; les «économies d'échelle» ne sont guère sensibles au-delà de 1500 *ETC*.

5. CONCLUSIONS

Il est temps de retourner aux questions formulées dans l'introduction pour dresser un bilan sommaire de ce que nous avons appris.

Nous avons examiné la forme des fonctions de dépenses pour constater que les dépenses moyennes par *ETC* semblent être grosso modo constantes; la plupart des modèles examinés indiquent toutefois la présence d'«économies d'échelle»²⁹ de l'ordre de 1,5% à 5% sur l'intervalle de 1000 à 7000 *ETC*.

Pour ce qui est des dépenses comparées de l'enseignement professionnel et de l'enseignement général, nos conclusions ne sont pas très fermes: la variable représentant la proportion d'étudiants inscrits au secteur professionnel (*ETCPRO*) ne manifeste pas grand «pouvoir explicatif».

Par contre, les analyses des dépenses globales de l'enseignement (champ 1) font ressortir les variables *PESTHE* (nombre de périodes-étudiants-semaines d'enseignement théorique) et *HRSPRA* (nombre d'heures de cours de travaux pratiques). Les signes des coefficients correspondants (négatif pour *PESTHE*, positif pour *HRSPRA*) indiquent que les laboratoires et travaux pratiques sont associées à des dépenses plus élevées, comme on s'y attendrait. Mais lorsqu'on analyse séparément les dépenses des super-départements³⁰, *PESTHE* prend le plus souvent le signe positif: cela donne à entendre que, même si les disciplines dont l'enseignement requiert un plus grand nombre d'heures de travaux pratiques donnent lieu à des dépenses plus élevées, ce n'est probablement pas à cause du plus grand nombre d'heures de travaux pratiques que ces dépenses sont plus élevées. De plus, dans les régressions relatives aux dépenses de soutien³¹, prises globalement ou par champ d'activité, la variable *HRSPRA* apparaît presque toujours avec un coefficient négatif.

Quant aux conditions locales (climat, population, distance des grands centres), elles ne semblent pas avoir une influence sensible sur les dépenses d'enseignement (champ 1). Du côté des dépenses de soutien (champs 2 à 8), nos résultats laissent croire que les seuls effets observables sont les coûts de congestion associés à la densité de population.

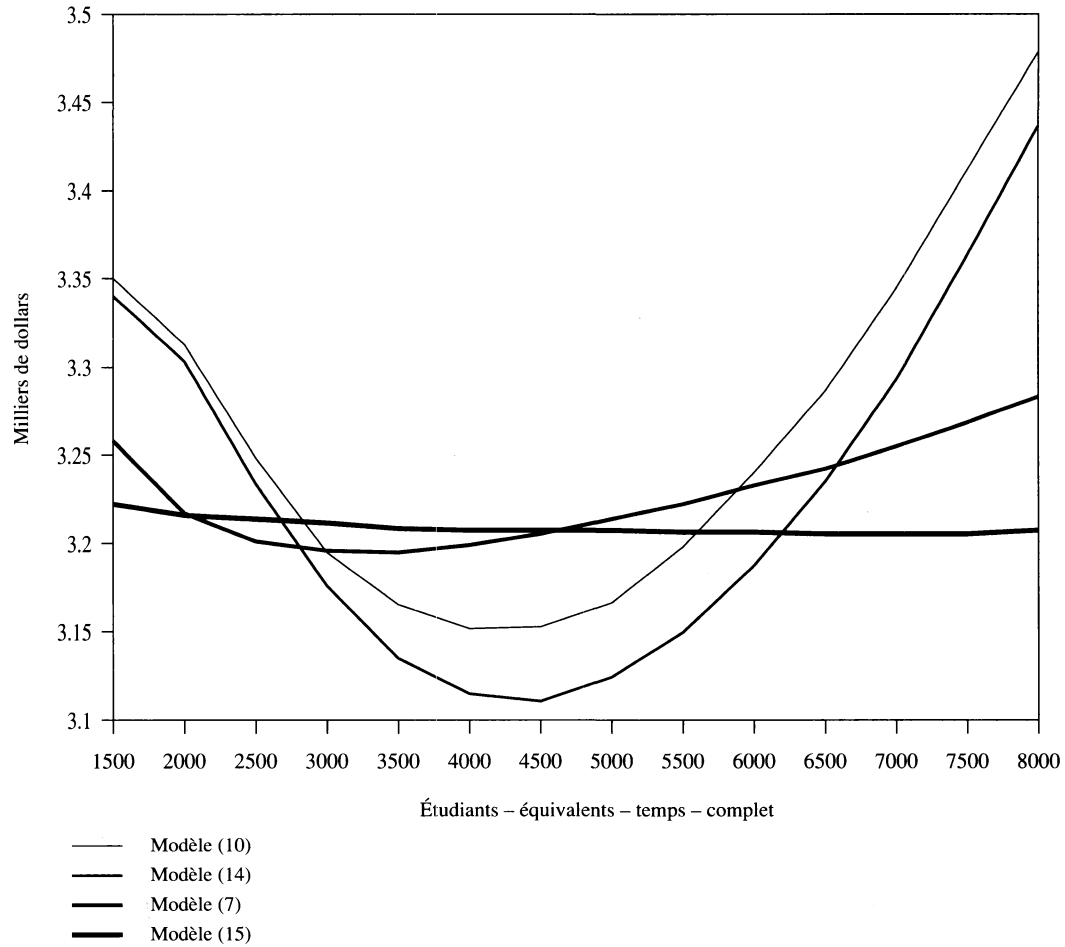
Enfin, les variables *COURS* (nombre de cours offerts) ou *HRS* (nombre d'heures de cours de contenu différent) apparaissent dans la plupart des équations, accom-

29. On se rappellera que la notion d'économie d'échelle n'est pas applicable ici stricto sensu, à cause de la multidimensionnalité de l'output.

30. Résultats présentés dans Lemelin (1987 : 127-133).

31. Résultats présentés dans Lemelin (1987 : 134-144).

GRAPHIQUE I
COÛT MOYEN SELON LE MODÈLE



pagnées d'un coefficient positif. Nous en concluons que, ceteris paribus, la diversité des enseignements entraîne des dépenses supplémentaires. À l'inverse, ce résultat tend à confirmer l'existence de certaines économies liées à la spécialisation.

Évidemment, nous sommes conscients que certaines des relations étudiées sont susceptibles de refléter davantage les règles budgétaires que le comportement des gestionnaires: à la limite, ce seraient ce que nous avons appelé des quasi-identités. Pourtant même si nous retenions strictement cette dernière interprétation, cet exercice aura été utile puisqu'il a montré qu'il était possible de représenter avec une assez grande précision le résultat de l'application d'un ensemble complexe de règles budgétaires, au moyen de modèles relativement simples. Mais, les modèles pertinents n'ont pas toujours une ressemblance évidente avec les règles. Nous croyons néanmoins qu'une analyse attentive des résidus permettrait de raffiner les modèles au point qu'ils puissent être proposés comme des substituts crédibles aux règles budgétaires actuellement en vigueur.

Concernant l'opportunité de mener l'analyse à un niveau plus détaillé que l'ensemble du champ 1, nous avons constaté que, même en se contentant de transposer aux super-départements les modèles agrégés du champ 1, on atteignait une précision assez bonne. Cette constatation est encourageante, en regard du fait qu'au niveau des super-départements nos équations sont décidément des modèles du comportement des gestionnaires (plutôt que des quasi-identités). Néanmoins, la diversité des coefficients a confirmé ce que nous savions déjà: il serait fructueux d'approfondir l'étude département par département.

Dans l'ensemble, nous croyons que nos résultats exploratoires, dont une partie sont présentés ici, justifient amplement que nous poursuivions nos efforts en vue d'une meilleure compréhension des relations de coût dans l'enseignement.

BIBLIOGRAPHIE

- BAUMOL, WILLIAM, J., JOHN C. PANZAR et ROBERT D. WILLIG, *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Harcourt Brace Jovanovich, 1982.
- BEE, M. et P. J. DOLTON «Cost and Economies of Scale in U. K. Private Schools», *Applied Economics*, 4/85, 17 (2), 281-290.
- BELSLEY, DAVID, A., «Specification With Deflated Variables and Specious Spurious Correlation», *Econometrica*, 9/72, 40 (5), 923-929.
- BUTLER, RICHARD J., et DAVID H. MONK, «The Cost of Public Schooling in New York State : The Role of Scale and Efficiency in 1978-1979», *J. Hum. Res.*, Summer/85, 20 (3), 361-381.
- BREYER, F., «The Specification of a Hospital Cost Function : A Comment on the Recent Literature», *J. Health Ec.* 6/87, 6 (2), 147-157.

- CHIZMAR, J.F. et T.A. ZAK, «Canonical Estimation of Joint Educational Production Functions», *Econ. of Educ. Rev.*, 1984, 3 (1), 37-43.
- CONRAD, R.F. et R.P. STRAUSS, «A Multiple-Output, Multiple Input Model of the Hospital Industry in North Carolina», *Applied Ec.*, 6/83, 15 (3), 341-352.
- COWING, T.G. et A.G. HOLTMAN, «Multiproduct Short Run Hospital Cost Functions : Empirical Evidence and Policy Implications From Crossection Data», *S.E.J.*, 1/83, 49 (3), 637-653.
- DAGENAIS, DENYSE L. et MARCEL G. DAGENAIS, «Modèle d'analyse du cheminement des étudiants dans un programme universitaire de premier cycle», cahier H.E.C., 1988.
- DAGENAIS, DENYSE L., «Analyse de la performance d'étudiants au Baccalauréat en fonction de leurs caractéristiques académiques à l'entrée», *L'Actualité Économique*, 6/86, 62 (2), 185-209.
- DOLAN, R.C., C.R. JUNG et R.M. SCHMIDT, «Evaluating Educational Inputs in Undergraduate Education», *R.E. Stat.*, 8/85, 67 (3), 514-520.
- EVANS, R.G., «"Behavioural" Cost Functions for Hospitals», *Can. J. of Ec.*, 5/71, 4 (2), 198-215.
- FAIRCHILD, H.H., «School Size, Per Pupil Expenditure and School Achievement», *Rev. Public Data Use*, 10/84, 12 (3), 221-229.
- FELDSTEIN, MARTIN, *Economic Analysis for Health Service Efficiency*, Chicago : Markham, 1968.
- FRIEDMAN, MILTON, «Comment on C.A. Smith - Survey of Empirical Evidence on Economies of Scale», dans : G. J. Stigler (éd.), *Business Concentration and Trade Policy*, 1955.
- GRANNEMANN, T.W., R.S. BROWN et M.V. PAULY, «Estimating Hospital Costs : A Multiple-Output Analysis», *J. Health Ec.*, 6/86, 5 (2), 107-127.
- HANUSHECK, ERIC A., «The Economics of Schooling», *JEL*, 9/86, 24 (3), 1141-1177.
- HOUGH, J.R., «A Note on Economies of Scale in Schools», *Applied Ec.*, 2/85, 17 (1), 143-144.
- JENKINS, A.W., «Multiproduct Cost Analysis : Service and Case-Type Cost Equations for Ontario Hospitals», *Applied Ec.*, 3/80, 12 (1), 103-113.
- JIMENEZ, EMMANUEL , «The Structure of Educational Costs : Multiproduct Cost Functions for Primary and Secondary Schools in Latin America», *Econ. of Educ. Rev.*, 1986, 5 (1), 25-39.
- KASS, D.I., «Economies of Scale and Scope in the Provision of Home Health Services», *J. Health Ec.*, 6/87, 6 (2), 129-146.
- KENNY, LAWRENCE , «Economies of Scale in Schooling», *Econ. of Educ. Rev.*, Winter/82, 2 (1), 1-24.
- KUMAR, R.C., «Economies of Scale in School Operation : Evidence from Canada», *Applied Ec.*, 6/83, 15 (3), 323-340.

- KUMAR, R.C., «Economies of Scale in School Operation : A Reply», *Applied Ec.*, 2/85, 17 (1), 145-148.
- LASSIBILLE, G. et NAVARRO-GOMEZ, «La production d'enseignement supérieur dans les établissements français», *Consommation*, oct.-déc./81, 28 (4), 3-38.
- LEMELIN, ANDRÉ, assisté de MARIO ALBERT, *Vers une politique de financement des universités régionales en zone périphérique au Québec : un modèle d'analyse comparative des dépenses de fonctionnement*, rapport soumis au Conseil des universités, Université Laval, septembre 1979.
- LEMELIN, ANDRÉ, «Un modèle de production et une méthode d'analyse des coûts de l'enseignement universitaire», *L'Actualité Économique*, vol. 59, no 4, décembre 1983, 686-712.
- LEMELIN, ANDRÉ, assisté de RENÉ PICHÉ et LISE POULIOT, *Une analyse des écarts dans les coûts par PES (période-étudiant-semaine) de l'enseignement collégial public au Québec*, rapport préparé pour la Fédération des cégeps, INRS-Urbanisation, mai 1985.
- LEMELIN, ANDRÉ, SYLVIE PAQUEROT et FRANÇOIS TESSIER, *DODECA. Une base de données sur les dépenses de fonctionnement des cégeps et leur activité : présentation et guide d'utilisation*, INRS-Urbanisation, mai 1985.
- LEMELIN, ANDRÉ, *La production et les dépenses de fonctionnement de l'enseignement collégial public au Québec*, INRS-Urbanisation, juin 1987, «Études et documents», no 55.
- LEMELIN, CLÉMENT, *L'Offre d'éducation : coûts, productivité et efficacité*, UQAM, Département de science économique, Cahier no 8310, novembre 1983.
- MEGDAL, SHARON BERNSTEIN, «A Note on "Estimating School District Expenditure Functions Under Conditions of Closed End Matchnig Aid", Closed-End Mathing Aid In the Context of a Two-Part Tariff», *J. Urban Ec.*, 1/85, 17 (1), 19-29.
- MEGDAL, SHARON BERNSTEIN, «Estimating a Public School Expenditure Model Under Binding Spending Limitations», *J. Urban Ec.*, 5/86, 19 (3), 277-295.
- MONTMARQUETTE, CLAUDE, RACHEL HOULE, MANUEL CRESPO et SOPHIE MAHSEREDJIAN, «The Impact of Elementary School Related Factors on the Achievement of Montréal Francophone Children : Results from a Global Model», *Can. J. of Educ.*, 1987, 12 (1), 115-136.
- MULLIGAN J. G., «A Classroom Production Function», *Ec. Inquiry.*, 4/84, 22 (2), 218-226.
- NEVIN E., «The Finance of University Academic Departments», *Applied Ec.*, 10/85, 17 (5), 761-779.
- NORD S., «On the Determinants of Public Education Expenditures», *Amer. Economist*, Fall/83, 27 (2), 21-28.
- Québec, Ministère de l'Éducation, Direction générale de l'enseignement collégial, *Systèmes mécanisés d'informations de gestion N.P.B., Systèmes d'information financière par activité (SIFA), Document 4B, Définition des termes*, juin 1983.

SENGUPTA, J. K. et R.E. SFEIR, «Production Frontier Estimates of Scale in Public Schools in California», *Econ. of Educ. Rev.*, 1986, 5 (3), 297-307.

VERRY, DONALD et BLEDDYN DAVIES, *University Costs and Outputs*, Studies on Education., No. 6, Elsevier, 1976.

WATT, P. A., «Economies of Scale in Schools : Some Evidence From the Private Sector», *Applied Ec.*, 6/80, 12 (2), 235-242.